متغيرات الاقتصاد الكلي في الصين: تحليلها وأثرها على أداء عوائد السوق المالية

- دراسة قياسية (2001-2017)-

نصيرة مسيب
طالبة دكتوراه بكلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
جامعة مستغانم - الجزائر

نور الدين شريف طويل
أستاذ محاضر بكلية العلوم الاقتصادية والتجارية وعلوم التسيير
جامعة مستغانم - الجزائر

ملخص:

تهدف هذه الدراسة إلى معرفة أثر أهم متغيرات الاقتصاد الكلي المتمثلة في معدل النمو الاقتصادي، تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، أسعار الصرف وأرصدة الديون الخارجية وكذا معدلات التضخم على تطور أداء العوائد بالسوق المالية الصينية باستخدام البيانات السنوية الخاصة بكل متغير للفترة 2001-2017.

توصلت نتائج الدراسة إلى وجود علاقة قوية بين عوائد سوق شنغهاي للأوراق المالية في الصين والمتغيرات الاقتصادية محل الدراسة، حيث أظهرت وجود علاقة ايجابية بين معدلات النمو الاقتصادي والديون الخارجية وعوائد السوق المالية الصينية في حين أنّ العلاقة سلبية بين هذه العوائد وكل من التضخم، أسعار الصرف والتدفقات الواردة للاستثمار الأجنبي المباشر.

الكلمات المفتاحية: البورصة الصينية، العوائد، متغيرات الاقتصاد الكلي، الأداء.

Abstract:

The study presented in this research article has as main objective the analysis of the impact that certain macroeconomic variables could have on the stock market performance in China during the period from 2001 to 2017. The variables selected for this study are: mainly those related to economic growth, and which are as follows (GDP, foreign direct investment flows, exchange rates, external debt, inflation rates as well as the development of market yields Chinese stock market.

Through an elaborate econometric study, the result shows the existence a strong relationship between the Shanghai stock market yields in China and the macroeconomic variables studied and characterizing this economy. This study shows also a positive relationship between GDP growth and external debt and market yields Chinese stock market. The study show also a negative relationship between these market yields and inflation, exchange rates, flows of foreign direct investment.

Key words: *Chinese Stock market, yields, macroeconomic variables, performance*

مقدمة:

السوق المالية تؤدي وظيفة هامة في الوساطة المالية لأي اقتصاد في العالم، وعلى المدى الطويل يمكن أن تشجع النمو الاقتصادي من خلال تحقيق الاستقرار بالقطاع المالي وتوفير قناة استثمارية جاذبة لرؤوس الأموال المحلية والأجنبية، وتمثل أداة قيمة لتعبئة وتوزيع المدخرات، كما تعتبر مؤشراتها مقياسا لتقييم أداء المحافظ الاستثمارية تمكن المستثمرين من التنبؤ باتجاهاتها المستقبلية[1]؛ وإضافة إلى تقييم أداء السوق نفسها يتجه المستثمرون للإحاطة بمختلف المتغيرات الاقتصادية الخاصة بالاقتصاد ككل وكذا المتغيرات العالمية قصد الحصول على تقييم دقيق يمكنهم من تجنب المخاطر المختلفة وتحقيق اكبر عوائد ممكنة، حيث يزيد عدم الاستقرار في متغيرات الاقتصاد الكلي من التقلبات في السوق المالية؛

ومع تزايد هذه التقلبات يظهر المستثمرون ترددهم في استثمار أموالهم في الأسواق غير المؤكدة، الأمر الذي ينعكس سلبا على تدفق الاستثمارات، وهذا ما يبرر ضرورة التحقق من العلاقة بين متغيرات الاقتصاد الكلي وعوائد سوق الأوراق المالية كما أن معرفة العلاقة المتبادلة تعتبر أمرا بالغ الأهمية بالنسبة لقرارات المستثمرين وواضعي السياسات نظرا لعدم وضوحها وتباينها في الاقتصاديات الناشئة بما في ذلك الاقتصاد الصيني.[2]

وقد جذبت السوق المالية الصينية اهتمام الباحثين كونها واحدة من أسرع الأسواق نموا، فبالرغم من حداثة نشأتها نسبيا (1990) تجاوز عدد الشركات المدرجة بها 1200 شركة في نهاية 2002[3]، وخلال سنة 2017 فاق عدد شركات سوق شنغهاي فقط 1400 شركة[4]، كما تطرقت العديد من الدراسات إلى العلاقة بين أداء الأسواق والمتغيرات الاقتصادية الأساسية وكانت النتائج متباينة كثيرا، فعلى سبيل المثال درس (2010) Zhao العلاقة بين أسعار الصرف وأسعار الأسهم خلال فترة امتدت من جانفي 1991 إلى جوان 2009 وتوصلت الدراسة إلى انه لا توجد علاقة توازن طويل الأجل بين المتغيرين، في حين أن دراسة (2012) Cao أظهرت وجود علاقة بين نفس المتغيرين خلال الفترة جويلية 2005-جانفي 2012، وتوصلت دراسة (2013) Bellalah & Habiba إلى أن أسعار الأسهم الصينية مرتبطة بشكل إيجابي مع أسعار الفائدة والإنتاج الصناعي والعرض النقدي على المديين الطويل والقصير خلال الفترة 2005-2010[5]، إلا أن كل من Liu و Shrestha (2008) أكدا أنه توجد علاقة هامة بين مؤشر سوق الأسهم الصينية ومختلف المتغيرات الاقتصادية وعلاقة سلبية بين معدلات الفائدة ومعدلات التضخم وأسعار الصرف وأداء مؤشر السوق الصينية[6].

ومن خلال دراستنا هذه سنركز على إيجاد اثر معدل النمو الاقتصادي وأسعار الصرف ومعدلات التضخم وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة وكذا المديونية الخارجية للصين على عوائد السوق المالية الصينية خلال الفترة 2001-2017 لمعرفة ما إذا كانت هذه المتغيرات من بين محددات العوائد بالأسواق المالية في الصين.

الإشكالية الرئيسية:

بناءا على ما سبق فإنّ إشكالية الدراسة تتمثل في السؤال التالي:

ما هو اثر أهم متغيرات الاقتصاد الكلي على أداء عوائد السوق المالية الصينية خلال الفترة 2001-2017؟

ويتفرع عن هذا السؤال الرئيسي الأسئلة التالية :

- كيف تؤثر المتغيرات الاقتصادية الكلية الصينية على أداء الأسواق المالية في الصين؟

– ما هو أثر كل من معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي، مؤشر أسعار الاستهلاك، أسعار الصرف، نسبة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة وأرصدة الديون الخارجية إلى الناتج المحلي الإجمالي في الصين على عوائد سوق شنغهاي؟

فرضيات الدراسة:

– تعكس المتغيرات الاقتصادية مدى قوة أو ضعف الاقتصاد الصيني ويؤثر ذلك على تدفق الاستثمارات بالسوق المالية تبعا لأداء هذا الاقتصاد.

– توجد علاقة ذات دلالة إحصائية واقتصادية بين مختلف المتغيرات الاقتصادية وعوائد سوق الأوراق المالية الصينية.

الهدف من الدراسة: تهدف الدراسة إلى معرفة وتحليل اثر مختلف متغيرات الاقتصاد الكلي المتمثلة في معدل النمو الاقتصادي، أسعار الصرف، معدلات التضخم، وتطور تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة والديون الخارجية على أداء السوق المالية الصينية خلال الفترة 2001-2017.

منهج الدراسة: تم الاعتماد على المنهج الوصفي والمنهج التحليلي في دراسة المتغيرات الاقتصادية وتأثيرها على عوائد السوق المالية الصينية، ودراسة قياسية باستخدام نموذج الانحدار الخطي المتعدد اعتمادا على البيانات السنوية للفترة 2001-2017 .

خطة الدراسة :قمنا بتقسيم الدراسة كما يلي:

أولا- الدراسة النظرية: العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية الكلية وعوائد السوق المالية الصينية ونتائج الدراسات السابقة.

– العلاقة بين معدل النمو الاقتصادي وتطور أداء السوق المالية في الصين.

– العلاقة بين المديونية الخارجية وأداء السوق المالية الصينية.

– العلاقة بين تطور تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر وأداء السوق المالية.

– العلاقة بين أسعار صرف العملة الصينية الرنمينبي وعوائد السوق المالية.

– العلاقة بين معدل التضخم وعوائد الأسواق المالية في الصين.

ثانيا- الدراسة القياسية: أثر متغيرات الاقتصاد الكلي في الصين على عوائد بورصة شنغهاي للأوراق المالية.

– البيانات والطريقة.

– تحليل ومناقشة النتائج.

أولا: العلاقة النظرية بين أداء المتغيرات الاقتصادية وتطور السوق المالية في الصين.

يعكس تطور السوق المالية في أي بلد أداء اقتصاده وبالتالي فانه من المهم دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات الاقتصادية وأداء السوق المالية في الصين، وذلك من خلال معرفة علاقة تطور السوق المالية الصينية بكل من النمو الاقتصادي والتضخم وأسعار الصرف وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة.

1. العلاقة بين النمو الاقتصادي وتطور أداء السوق المالية في الصين:

بعد الطفرة الايجابية التي شهدها معدل نمو الاقتصاد الصيني خلال الفترة 2000-2010، تباطأ بشكل ملحوظ في الفترة 2011-2015، حيث قدر في 2015 بـــحوالي6.9% متراجعا عن سنة 2014 والذي بلغ فيه معدل النمو 7.3% وهو أبطأ معدل له منذ عدة سنوات، وكان لقطاع الخدمات مساهمة هامة في نمو الناتج المحلي الإجمالي إضافة إلى قطاعي

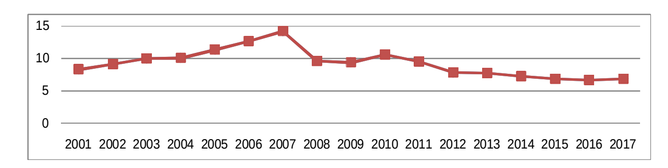
الصناعة والبناء، كما نما الاستهلاك بشكل أسرع قليلا من الاستثمار[7]، حيث زادت حصة قطاع الخدمات في الناتج المحلي الإجمالي إلى 51.6% في 2016 بزيادة قدرت بـــ 1.4% عن سنة 2015 وأصبح للطلب الداخلي اثر إيجابي على النمو أقوى من الصادرات[8]، وبلغ الاستهلاك 77.2% من نمو الناتج المحلي الإجمالي للصين في الربع الأول من سنة 2017 بزيادة عن 64.6 % خلال سنة 2016 [9]، وقد سجل الاقتصاد أداء أبطأ لكنه مستقر وبلغ الناتج المحلي الإجمالي 74.41 تريليون يوان أي ما يعادل 10,83 تريليون دولار أمريكي في 2016، مما يمثل معدل نمو قدره 6.7 %، وساهم بأكثر من 30 % من النمو العالمي[10].

وبفضل الاستقرار النسبي في السوق العقارية وارتفاع أسعار السلع الأساسية، واصل الاقتصاد الصيني نموه لسنة 2016 وفاق كل توقعات النمو لسنة 2017[11]، حيث بلغ الناتج المحلي الإجمالي للصين 82.71 تريليون يوان، بمعدل نمو قدره 6.9 %، وهي المرة الأولى التي يفوق فيها الناتج المحلي الإجمالي 80 تريليون يوان[12]، وقد تم تعديل توقعات النمو بنسبة تصل إلى 6.4% لسنة 2018 استجابة للنمو القوي الذي حقق في 2017 المدعوم بالسياسات المالية التوسعية والطلب الخارجي غير المتوقع[13].

إلا أن الاقتصاد الصيني لازال يواجه تحولا نحو نموذج جديد للنمو ليكون أكثر توازنا واستدامة، وتشمل عملية التحول هذه على بعض المخاطر المرتبطة بالاختلال في الاقتصاد ككل، وخاصة ما يواجهه الاقتصاد الصيني من الارتفاع في مستوى المديونية وانخفاض مساهمة الإنتاجية في النمو.[14]

ويوضح الشكل التالي تطور معدلات النمو في الصين خلال الفترة 2001-2017.

الشكل رقم (01): تطور معدل النمو الاقتصادي للصين خلال الفترة 2001-2017 (%).



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي وتوقعات بنك التنمية الأسيوي لسنة 2018 (Asian development bank)

وقد يعكس تحسن أداء سوق الأوراق المالية الأداء الجيد لعوامل الاقتصاد الكلي كما أنه يمكن أن يكون أيضا نتيجة للنمو الاقتصادي[15]، إلا أن قوة التأثير والتأثر بين تطور السوق المالية والنمو الاقتصادي تختلف من فترة لأخرى ومن اقتصاد لأخر، حيث يرى البعض أن العلاقة ايجابية في حين يعتقد البعض الأخر أن العلاقة سلبية بين المتغيرين، الأمر الذي يفسر أهمية دراسة أثر النمو الاقتصادي على السوق المالية وتطورها، ويرجع تاريخ دراسة هذه العلاقة إلى أوائل القرن العشرين من خلال كل من Schumpeter (1911) و Joan Robinson (1952) وغيرهما[16]، ودرس Fama (1981) العلاقة بين الناتج الحقيقي وأسعار الأسهم وأظهرت الدراسة وجود علاقة قوية بين المتغيرين، وتوصل كل من Humpe وMacmillan (2009) إلى وجود علاقة ايجابية طويلة الأجل بين أسعار الأسهم والإنتاج الصناعي في الولايات الأمريكية[17].

وعلى الصعيد العالمي تظهر أيضا العلاقة الايجابية بين النمو الاقتصادي العالمي وعوائد الأسهم وتقترن السنوات التي يرتفع فيها معدل النمو العالمي بارتفاع عوائد الأسهم وكانت عوائد الأسهم العالمية أيضا في أدنى مستوياتها خلال فترات اتسمت ببطء النمو الاقتصادي العالمي[18]، وتوصل Anson Wong (2011) إلى أن تطور أسواق الأسهم في الصين والولايات المتحدة الأمريكية واليابان وهونغ كونغ بشكل مستقل له علاقة ايجابية قوية مع النمو الاقتصادي[19].

ويرى بعض الاقتصاديين أن المتغيرين لا تربطهما علاقة قوية وقد تكون سلبية أحيانا حيث أن العوائد تكون مدفوعة بمجموعة من العوامل المتعلقة بالشركة كتوقعات الإيرادات المستقبلية، كما أن القطاع أو الشركة التي تحقق مستويات مرتفعة في أدائها على المدى القصير توازيا مع النمو الاقتصادي المرتفع لا تعكس عوائدها أداء الاقتصاد الحقيقي ويبرر ذلك بأن الاقتصاديات الناشئة تحقق معدلات نمو مرتفعة ولا تزال أسواقها المالية أقل تطورا[20]، مما يعني انه من الصعب على المستثمرين كسب عوائد زائدة بالاعتماد على تقديرات نمو الناتج المحلي فقط[21]، فعلى سبيل المثال الدراسة التي أجراها Paramatiand Gupta (2011) على الاقتصاد الهندي التي استخدم من خلالها البيانات الخاصة بمؤشر الإنتاج الصناعي وبيانات مؤشرات السوق من بورصة بومباي للأوراق المالية والبورصة الوطنية الهندية للفترة 1996- 2009، وجدت علاقة سببية بين القطاع المالي والقطاع الحقيقي باستخدام البيانات الشهرية في حين أن هذه العلاقة لم تظهر عند تغيير بيانات الدراسة إلى بيانات فصلية[22].

وبالنسبة للصين قد تنعكس مستويات النمو الكبيرة إيجابا على أداء الاقتصاد ككل إلا أن السوق المالية لا تشهد نفس مستوى الأداء المحقق في نمو الناتج المحلي الإجمالي حيث أنه لا يرقى إلى المعدلات الكبيرة التي يحققها النمو الاقتصادي، وتعكس الفجوة بين المتغيرين شكوكا حول إمكانية الحفاظ على هذه الوتيرة الاستثنائية للنمو في السنوات الأخيرة [23]، وقد تفسر عدة عوامل هذا التباين ففي ظل العولمة يحتاج المستثمرون إلى النظر إلى الأسواق العالمية بدلا من السوق المحلية، وكذلك يرى الاقتصاديون أن جزءا كبيرا من النمو الاقتصادي يأتي من مؤسسات جديدة وليس من ارتفاع للنمو القائم ويؤدي ذلك إلى تمييع نمو الناتج المحلي الإجمالي قبل أن يصل إلى مستثمري السوق المالية كما يمكن أن يؤثر معدل النمو الاقتصادي المرتفع على توقعات المستثمرين بتحسن أداء السوق المالية قليلا لكن هذا لا يعني وجود تطابق كامل بين المتغيرين[24].

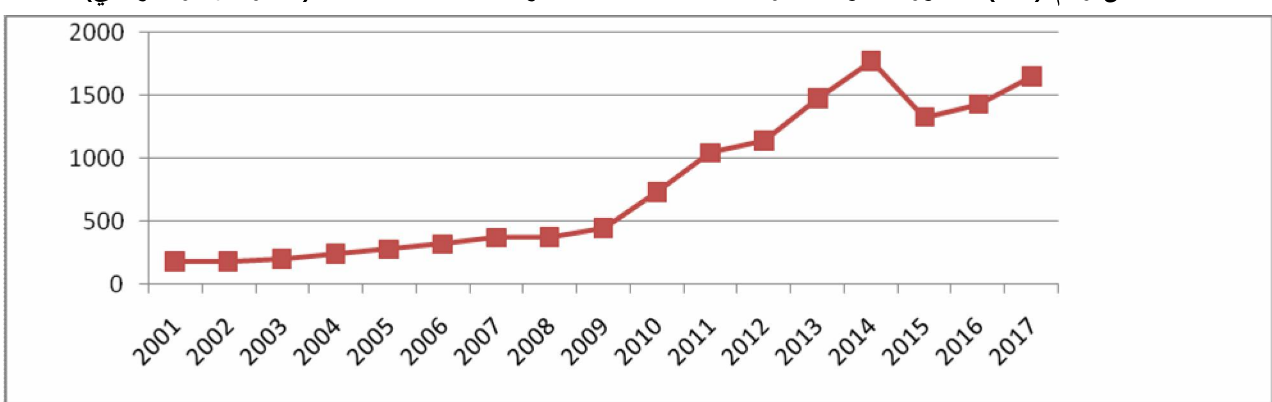
2. علاقة المديونية الخارجية للصين بأداء السوق المالية:

المديونية الخارجية للصين قدرت بحوالي 863.2 مليار دولار أمريكي في نهاية سنة 2013 أي حوالي 9.3% من الناتج المحلي الإجمالي وظلت ثابتة عند حدود 9 % منذ الأزمة المالية العالمية 2008 على الرغم من الارتفاع السريع في الديون، وهذا بسبب عدة عوامل كالنمو السريع للناتج المحلي الإجمالي خلال 2009-2013 الذي ساعد على احتواء نسبة الدين[25].

وفي جويلية 2015 استقرت الديون الخارجية عند 1.68 تريليون دولار ونحو 70% منها ناجمة عن الاقتراض القصير الأجل بحوالي 1.17 تريليون دولار، في حين أن الديون الخارجية على المدى الطويل والمتوسط قاربت 510 مليار دولار[26]، وبلغ إجمالي الديون الخارجية 1.42 تريليون دولار نهاية 2016، بزيادة بـــحوالي 2.7 % سنويا، حيث شهدت انخفاضا بين أواخر 2014 وبداية 2016[27]، واستمرت الديون الخارجية في النمو خلال 2017، وبلغت 1.56 تريليون دولار في نهاية جويلية[28].

والشكل الموالي يوضح تطور الديون الخارجية للصين.

الشكل رقم (02): تطور الديون الخارجية للصين خلال الفترة 2001-2017 (مليار دولار امريكي)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات البنك الدولي. بيانات سنة 2017 من موقع: indexmundi

تشير النظرية الاقتصادية إلى أن مستويات معقولة من الاقتراض من المرجح أن تعزز النمو الاقتصادي للبلد طالما أنها تستخدم للاستثمار الإنتاجي ولا يعاني هذا الاقتصاد من عدم استقرار على مستوى الاقتصاد الكلي، أي انه عند مستويات معقولة من الديون يتوقع أن يكون للاقتراض الإضافي اثر إيجابي على النمو، في حين يرى بعض الاقتصاديين أن ارصدة الديون المتراكمة الكبيرة قد تكون عائقا أمام النمو[29]، لأنها تتماشى مع فرضية عبء الديون المتراكمة التي تؤكد على أن أي اقتصاد يواجه هذا العبء عندما يتجاوز رصيده من الديون الخارجية قدرته على السداد، ويمكن أن يكون لذلك اثر سلبي على النمو غير أن هذا لا يعني أن الاستدانة الخارجية ليس من شأنها الرفع من مستوى النمو إذا ما أديرت بشكل جيد، حيث أن بعض اقتصاديات شرق أسيا (النمور) تمكنت من الحد من الفقر وتعزيز النمو من خلال الاستخدام الكفء لديونها الخارجية.[30]

وبالنسبة للصين هناك من يرى أن الديون الخارجية ليست مؤشرا جيدا خاصة مع ضعف عملة الرنميني الذي سيزيد من عبء الدين الخارجي، ولا يؤثر تقلب أسعار الصرف على خدمة الديون المقومة باليوان فقط بل يمكن أن يتحول البنك المركزي الصيني إلى مقرض يلجا إليه لمساعدة المقترضين، كما يؤدي الانكماش الاقتصادي المتزايد إلى تفاقم المخاطر الائتمانية العامة بالنسبة للشركات الصينية وخاصة تلك النشطة في القطاعات المتعلقة بالسلع الأساسية، إضافة إلى أن انخفاض سعر اليوان أمام الدولار يحول دون سداد الديون المقومة بالدولار.[31]

كما أعرب صندوق النقد الدولي عن قلقه حول الأساليب المستخدمة للإبقاء على مستوى النمو الاقتصادي السريع، ففي حالة وجود أزمة مالية يكون من الصعب اتخاذ الإجراءات اللازمة في ظل تراكم الديون، وأشار إلى أن الديون أصبحت اقل فعالية كوسيلة لتحفيز النمو، حيث الصين تحتاج إلى ثلاثة أضعاف الديون في 2016 لتحقيق نفس النمو المحقق في 2008.[32]

وحول اثر المديونية الخارجية على قرارات المستثمرين بالسوق المالية الصينية، يمكن أن تؤدي ارتفاع أرصدة الديون الخارجية والتخوفات من عدم سدادها إلى تخفيض التصنيفات الائتمانية للصين من قبل وكالات التصنيف العالمية كما حدث مؤخرا، حيث خفضت شركة Moody's للتصنيف الائتماني تقديرها الائتماني لديون الصين إلا أن تلك التصنيفات الصادرة من قبل وكالات التصنيف الأجنبية لن تؤثر كثيرا على عملية بيع السندات، حيث معظم ديون الصين هي ديون المؤسسات المحلية والأفراد وشركات معظمها مملوكة للدولة ويتعاملون بأمر من الحكومة المركزية وحتى لو قرر الحائزون على الدين الصيني البيع فلن يكون له اثر يذكر على أسعار السندات مقارنة ببلد آخر يملك فيه الأجانب نسبه كبيرة من الديون السيادية،كما أن اغلب الديون مقومة بعملة الرنميني وليس بالعملة الأجنبية[33]، إذن يمكن أن تكون الديون سببا في الأزمات

المالية ولكن ليس بالنسبة للصين لان معدل صادراتها مرتفع جدا كما أنها تستخدم هذه الديون أساسا لأغراض التنمية الاقتصادية[34]، كما أنها لا تشكل خطرا كون المؤشرات الرئيسية تقل كثيرا عن مستويات الإنذار.[35]

وفي دراسة للباحث Fayyaz Ahmad (2015) حول مختلف العوامل التي تؤثر على الاستثمار المحفظي بما في ذلك المديونية الخارجية للصين، توصلت هذه الدراسة إلى أن أرصدة الديون الخارجية ومتغيرات أخرى تعتبر من محددات الاستثمار المحفظي في السوق الصينية وأكدت كذلك أن الديون الخارجية هي أهم هذه المحددات[36].

3. العلاقة بين تطور تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر وأداء السوق المالية:

ساعدت الإصلاحات والحوافز التجارية والاستثمارية في الصين على جذب تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر ابتداء من أوائل التسعينات وكانت هذه التدفقات دافعا للنمو الاقتصادي السريع[37].

وخلال الفترة 2007- 2016 ارتفعت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر في الصين بما يقارب 27 مليار دولار أمريكي إلى 183 مليار دولار أمريكي بزيادة قدرها 578 %، بينما زادت التدفقات الواردة خلال هذه الفترة بنسبة 60 %، وفي 2016 كانت الصين ثاني أكبر مصدر للاستثمار الأجنبي المباشر العالمي وثالث أكبر متلق للاستثمار الأجنبي المباشر[38].

وخلال سنة 2017 احتلت الصين المرتبة الثالثة من حيث مؤشر الاستثمار الأجنبي المباشر بانخفاض قدر بحوالي -1.83 نقطة عن سنة 2016 بعد الولايات المتحدة وألمانيا بعدما احتلت المرتبة الثانية سنة 2015 وأيضا سنة 2016.[39]

ووفقا لتقرير الاستثمار العالمي 2017 احتلت الصين المرتبة الثالثة بين أكبر متلق للاستثمار الأجنبي المباشر في العالم بعد الولايات المتحدة وبريطانيا، وفي 2016 بلغت تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر 133 مليار دولار أمريكي بعد أن كانت 135 مليار دولار أمريكي في 2015[40]، وقد كان من المتوقع أن تزيد تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر إلى آسيا النامية بنسبة 15% في سنة 2017 نظرا للتوقعات الاقتصادية المحسنة في الاقتصاديات الأسيوية الرئيسية وجهود اجتذاب الاستثمار الأجنبي المباشر وقد كان من المرجح أن تعزز ثقة المستثمرين بخصوصها، واهم الجهات المستفيدة هي الصين الهند واندونيسيا[41]، وفعليا ارتفع الاستثمار الأجنبي المباشر بنسبه 7.9 % ليصل إلى 878 مليار يوان أي ما يعادل 135 مليار دولار أمريكي[42].

ويمثل الشكل التالي تطور تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الداخلة إلى الصين خلال الفترة 2001-2017 حيث نلاحظ أنها تزايدت خلال 2001-2008 وانخفضت سنة 2009 نتيجة لتباطؤ الاقتصاد العالمي في فترة الأزمة العالمية لتعاود الارتفاع خلال الفترة 2010-2017 تزامنا مع ارتفاع معدلات نمو الاقتصاد الصيني وتعافي الاقتصاد العالمي.

الشكل رقم(03):صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة للصين للفترة 2005-2017 (مليار دولار أمريكي)



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على موقع أطلس بيانات العالم (knoema).

ومن الناحية النظرية؛ العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر وتنمية أسواق الأوراق المالية غير واضحة حيث ترى إحدى المدارس الفكرية أن هذه العلاقة مكملة لبعضها البعض وتعتبر أن الاستثمار الأجنبي المباشر يذهب إلى البلدان التي لديها مؤسسات جيدة وأسس جيدة للاقتصاد الكلي، في حين ترى بعض المدارس الأخرى أن الاستثمار الأجنبي المباشر يميل إلى الانتقال إلى البلدان الأكثر خطورة والمتخلفة ماليا والضعيفة مؤسسيا، وتعتبر الاستثمار الأجنبي المباشر بديلا عن الاستثمار في سوق الأوراق المالية للتغلب على مخاطر الاستثمار بواسطة أسواق رأس المال، ويمكن أن يستخلص من هذا الرأي أن الاستثمار الأجنبي المباشر ينبغي أن يرتبط ارتباطا سلبيا بتنمية أسواق الأوراق المالية.

وقد أجريت بحوث كثيرة بشان العوامل المحددة لتنمية القطاع الحقيقي وعلاقته بالقطاع المالي إلا انه توجد اختلافات كبيرة في النتائج المتوصل لها من البحوث التجريبية السابقة فمثلا توصلت نتائج دراسة كل من Errunza (1983)، DeSantis و Ehling (2007)، Adam و Tweneboah (2008)، Yartey (2008)، Soumaré و Tchana Tchana(2011) إلى وجود صلة بين الاستثمار الأجنبي المباشر والاستثمار المحفظي، ومع ذلك فان العلاقة لا تزال غير واضحة[43]، وقد اهتمت أيضا دراسة كل من Kunt and Levine (1996)، Yartey and Adjasi (2007) بتحليل العلاقة بين تنمية الأسواق المالية والمتغيرات الاقتصادية الكلية، وتشير الكثير من الدراسات التجريبية بشان دور الاستثمار الأجنبي المباشر في البلدان المضيفة إلى أن هذا الأخير يشكل مصدرا هاما لرأس المال، ويرتبط عادة بفرص العمل الجديدة وتعزيز نقل التكنولوجيا كما يعزز كذلك النمو الاقتصادي، ولذلك فإننا نلاحظ العلاقة السببية بين المتغيرين حيث يحفز الاستثمار الأجنبي المباشر النمو الاقتصادي ويؤثر النمو الاقتصادي عادة على تنمية أسواق الأوراق المالية.

وفي دراسة أجراها Errunza (1983) وجد من خلالها أن تدفقات رأس المال الأجنبي لها اثر طويل الأجل على تنمية أسواق الأوراق المالية وزيادة جذب المستثمرين، وتوصل Yartey (2008) إلى أن الاستثمار الأجنبي المباشر يرتبط بالإصلاح المؤسسي والتنظيمي، وهذا ما يجذب المستثمرين مما يؤدي إلى تدفق المزيد من رأس المال[44]، وفي ورقة بحثية لــ Irfan Ali (2014) درست متغيرات عدة لمعرفة العلاقة بين الاستثمار الأجنبي المباشر وسوق الأوراق المالية واكدت النتائج على وجود علاقة ايجابية بين الاستثمار الأجنبي المباشر وسوق الأوراق المالية[45]، ودرس Sandeep Kapoor وRcoky Sachan تأثير الاستثمار الأجنبي المباشر على الاستثمار غير المباشر بأسواق الأسهم الهندية Sensex، استنادا إلى البيانات التاريخية من 2002 إلى 2011، وتبين أن تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر لا تؤثر تأثيرا كبيرا على سوق الأسهم في الهند[46].

4. العلاقة بين سعر الصرف والعوائد بالسوق المالية الصينية:

بسبب المستجدات الاقتصادية العالمية قامت الصين بتغيير سياستها المتعلقة بأسعار صرف عملتها الرنمينبي للمرة الأولى في جويلية 2005 وكان نظام سعر الصرف قبل هذه الفترة مرتبطا أساسا بالدولار الأمريكي، في حين أن نظام سعر الصرف الجديد مرتبط بسلة من العملات، وأصبح سعر العملة يتحدد بشروط الطلب والعرض في أسواق العملات الأجنبية وحركة العملات الرئيسية[47]، والجدير بالذكر أن الرنمينبي (RMB) هي العملة الرسمية للصين واليوان (CNY) هي وحدة الحساب[48].

وخلال الفترة الممتدة من جويلية 2005 إلى ديسمبر 2016 ارتفع سعر صرف الرنمينبي بنسبة 47% حيث تم تحديد تبادل السعر عند 8.28 يوان لكل دولار أمريكي في جويلية 2005 قبل الإصلاح، وفي جانفي 2014 بلغ 6.09 يوان، وفي نهاية فيفري 2017 سعر الصرف الحقيقي وسعر الصرف الاسمي حققا زيادة ب 7.48 % و 5.72 % علي التوالي مقارنة

مع نهاية النصف الأول من 2014 وقد ارتفع سعر صرف اليوان مقابل الدولار الأمريكي بنسبة 20 % منذ إصلاح 2005[49].

ويوضح الجدول التالي تطور سعر صرف اليوان مقابل الدولار الأمريكي خلال الفترة 2005-2017.

الجدول رقم (01): سعر صرف اليوان مقابل الدولار الأمريكي خلال 2005-2017 (USD/CNY).

السنة	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
سعر صرف اليوان	8,19	7,97	7.61	6.95	6,83	6.77	6,46	6.31	6.15	6,16	6.28	6,64	6.76

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على بيانات بنك الاحتياطي الفيدرالي (Federal Reserve Bank of St Louis)

لخص الاقتصاديون تفسيرين نظريين محتملين فيما يخص العلاقة بين أسعار الأوراق المالية بالبورصة وسعر الصرف في نموذجين: الاتجاه الأول أسسه كل من Branson (1981) و Frankel (1987) يخص السوق ويسمي أيضا بالتوازن المحفظي يرى هذا النهج بأن التحركات في أسعار الصرف قد تكون مدفوعة بالتغيرات في أسعار الأسهم وقد يؤدي التغير في أسعار الأسهم إلى تدفقات من رؤوس الأموال الأجنبية حيث يتوقع أن تجتذب الزيادة في أسعار الأسهم تدفقات رأس المال، مما يؤدي إلى ارتفاع أسعار الصرف وفي حين أن انخفاض أسعار الأسهم سيؤثر سلبا على المستثمرين المحليين، الأمر الذي يؤدي إلى خفض الطلب ويحدث بذلك تدفقات عكسية لرؤوس الأموال إلى الخارج وبالتالي تنخفض أسعار الصرف[50]؛

أما الاتجاه الثاني فيظهر من خلال الدراسة التي أجراها كل من Dornbusch And Fisher 1980 ويخص التدفق ويسمى أيضا النهج التقليدي، ويرى أن انخفاض العملة المحلية يحسن التنافسية لدى الشركات المحلية، التي تؤدي بدورها إلى زيادة صادراتها وتدفقاتها النقدية في المستقبل ونتيجة لذلك سترتفع الأسعار بالبورصات استجابة للزيادة في التدفقات النقدية المتوقعة[51]، إذن فانخفاض قيمة العملة المحلية يجعل الشركات المحلية أكثر قدرة على المنافسة، مما يؤدي إلى زيادة صادراتها وبالتالي ترتفع أسعار الأسهم وهذا يعني وجود علاقة ايجابية بين أسعار الصرف والأسعار بالبورصة[52]، كما أن انخفاض أسعار الصرف يدفع بالمستثمرين المحليين الذين يحتفظون بأرصدة نقدية محلية إلى التخلص منها، والتوجه نحو شراء الأصول بالسوق المالية وتؤدي زيادة الطلب على هذه الأصول إلى ارتفاع أسعارها كما قد يستبدل المستثمر العملة الأجنبية بالمحلية من خلال بيع الأوراق المالية التي بحوزته، مما يؤدي إلى انخفاض أسعارها وهنا تظهر العلاقة السلبية بين كل من أسعار الصرف وعوائد السوق المالية[53].

وبالنظر إلى الدراسات السابقة التي درست العلاقة بين سعر الصرف وأداء الأسواق المالية نجد أن جلها ركز أساسا على الاقتصاديات المتقدمة والصناعية مثل الولايات الأمريكية واليابان والسوق الأوروبية، ولكنها اقل اهتماما بالاقتصاديات الناشئة كالصين[54]، إلا أنه مع فتح الصين لاقتصادها وسوق رأس المال فيها تدريجيا ونموه السريع واستمرارها في المنافسة الدولية وتوسع أسواقها تزايدت أهمية تأثير أسعار صرف الرنمينبي على أسواق الأوراق المالية، فإضافة إلى أن مخاطر أسعار الصرف تشكل جزءا من المخاطر العامة في استثمارات الأسواق وقرارات تنويع المحافظ الاستثمارية التي تؤثر تباعا على القيمة الحالية لأصول الشركة، فان فهم هذه العلاقة يساعد ليس فقط في إيجاد احتمالات التحوط اتجاه المخاطر ولكن أيضا معرفة دور نظام التحرير المالي وسياسات أسعار الصرف في هذه الأسواق[55]، ومقارنة بالماضي ازدادت تقلبات أسعار صرف الرنمينبي

وأصبح من الصعب على المستثمرين التنبؤ باتجاه تغيره مما جعل تأثيراته على عوائد السوق المالية تحظى بالكثير من الاهتمام البحثي[56].

5. العلاقة بين التضخم وعوائد الأسواق المالية:

نظريا يؤثر ارتفاع معدلات التضخم سلبا على سوق الأوراق المالية إذ يؤدي إلى تآكل عوائد المستثمرين وعلى المدى الطويل يؤدي إلى الانخفاض في النشاط الاقتصادي مما يؤثر سلبا على أرباح الشركات وأسعار الأسهم بالأسواق المالية، حيث يضعف خطر التضخم القوة الشرائية ويهدد المستثمرين ذوو الأهداف طويلة الأجل التي غالبا ما تحدد بالقيم الحقيقية[57]، من ابرز الآثار السلبية التي تنتج عنه فقدان النقود لوظيفتها كمخزن للقيمة مما يدفع بالمستثمرين إلى البحث عن مجالات توظيف مدخراتهم والتي تمكنهم من الحصول على عائد أعلى يكفي للتعويض عن قيمة الانخفاض في فترات التضخم، ويرى الاقتصاديون أنه يؤثر على عوائد الأسواق المالية من خلال ارتفاع معدل العائد المطلوب على الاستثمار في الورقة المالية بسبب توقع المزيد من الزيادة في معدلات التضخم وانخفاض قيمتها السوقية، أي أن عوائد الأصول المالية تتبع نفس اتجاه التضخم، ووفقا لما ذكره Bodie (1976) فان استرجاع أي حيازات يمكن أن تفوق معدل التضخم تعتبر تحوطا ضد التضخم[58].

وإلى يومنا هذا لا تزال الأسهم خيارا معتمدا من الكثير من المستثمرين ضد التضخم لأنه من الناحية النظرية إيرادات الشركات ينبغي أن تنمو بنفس معدل التضخم على مر الزمن[59]، حيث أن العديد من المستثمرين الذين لديهم أفاق طويلة المدى يقومون بالتحوط اتجاه التضخم عن طريق استثمارات الأسهم للحصول على المزيد من الضمانات الأساسية التي تكسب هذه الاستثمارات عوائد تتجاوز معدلات التضخم على المدى الطويل وبالتالي حماية القوه الشرائية[60].

كما خلصت معظم الدراسات إلى أن التضخم المتوقع يمكن أن يؤثر تأثيرا إيجابيا أو سلبيا على الأسواق وهذا مرتبط بالقدرة على التحوط والسياسة النقدية للحكومة، غير أن التضخم غير المتوقع اظهر نتائج أكثر حسما أبرزها الارتباط الإيجابي القوي بعوائد الأسهم خلال فترات الانكماش الاقتصادي، مما يدل على أن توقيت الدورة الاقتصادية يتسم بأهمية خاصة بالنسبة للمستثمرين لقياس أثره على عوائد الأسواق المالية، ويعتقد أيضا أن هذا الارتباط يعود سببه إلى أن التضخم غير المتوقع يتضمن معلومات جديدة عن الأسعار في المستقبل.[61]

وتعتمـــد الدراســـات الاقتصادية لتحليل العلاقة بين التضخم وعوائد الأسهم على اتجاهين أساســيين: الأول، فرضيـــة FisherIvring (1930) التي تفترض أن معدلات العوائد الاســمية للأســـهم تســـاوي مجموع معدلات العوائـــد الحقيقية ومعدل التضخم المتوقع: $R = P + E(I)$ (معدل العائد الاسمي = معدل العائد الحقيقي + معدل التضخم المتوقع)، وفقا لهذه النظرية يمكن التعبير عن سعر الفائدة الاسمي بوصفه مجموع العائد الحقيقي المتوقع ومعدل التضخم المتوقع.[62]

وهناك نظرية أخرى تتعلق بالعلاقة بين التضخم وسوق الأوراق المالية وهي نظرية الوكيل Fama (1981) التي تفسر العلاقة السلبية القوية بين عوائد الأسهم والتضخم بأنها ترجع إلى التضخم الذي يعمل كوكيل للنشاط الحقيقي المتوقع[63]، وتعتبر هذه الفرضية التضخم والنشاط الحقيقي مرتبطان سلبا ولكن النشاط الحقيقي وعوائد الأسهم الحقيقية تربطهما علاقة ايجابية[64].

وقد نظرت العديد من الدراسات في اثر التضخم على عوائد الأسواق المالية والملاحظ أنها توصلت إلى نتائج متباينة حسب الاقتصاد محل الدراسة والفترة الزمنية، وعموما يمكن تقسيمها إلى قسمين، دراسات أثبتت وجود علاقة طردية بين

معدلات التضخم وعوائد الأسهم وأخرى توصلت إلى نتائج تؤكد وجود علاقة عكسية بين المتغيرين، وعليه لا يمكن اعتماد الأسهم كوسيلة تحوط كامل أو جزئي ضد مخاطر التضخم.

مثل دراسة Han Xuehong and Zheng Yanyan and Wu type (2008) **التي** ناقشت العلاقة بين معدلات التضخم وعوائد السوق الصينية باستخدام بيانات الفترة من ماي 1992 إلى غاية أوت 2007 وبينت أن الفترة 1992-1999 أظهرت ارتباط سالب بين المتغيرين، في حين أنه في الفترة جانفي 2000 إلى أوت 2007 تظهر علاقة ايجابية نسبية [65]، ودراسة Tripathi And Seth (2013-2014) التي بينت أن التضخم احد العوامل الرئيسية المؤثرة على العوائد كما أظهرت أيضا علاقة تكامل مشترك بين عوائد الأسهم والتضخم[66].

وتدعم وجود علاقة سلبية قوية بين التضخم وأسعار الأسهم في الصين الدراسة التي قام بها Zhao (1999)[67]، بالإضافة إلى دراسة Tripathy And Kumar(2014) حول العلاقة طويلة الأجل بين التضخم وعوائد الأسهم في أسواق الأوراق المالية لمجموعة البريكس باستخدام بيانات للفترة ما بين جانفي 2000 وسبتمبر 2013 وكشفت نتائج الارتباط عن وجود علاقة سلبية كبيرة بين مؤشر الأسهم ومعدل التضخم في روسيا وعلاقة ايجابية بالنسبة للهند والصين[68].

ثانيا: أثر متغيرات الاقتصاد الكلي على تطور عوائد السوق المالية الصينية (بورصة شنغهاي).

لغرض التوصل إلى نتائج أدق حول اثر متغيرات الاقتصاد الكلي على أداء العوائد بسوق شنغهاي الصينية استعنا إلى جانب الدراسة النظرية بدراسة قياسية من خلال استخدام نموذج خطي متعدد.

1. **البيانات والطريقة:** انطلاقا من النظرية الاقتصادية والدراسات السابقة، تم صياغة علاقة خطية بين العائد المالي للسوق الصينية لمؤشر شنغهاي المركب والمتغيرات المفسرة له، حيث تكون معادلة العائد على النحو التالي:

$$R = C(1)*GDP + C(2)*EXD + C(3)*FDI + C(4)*EXR + C(5)*CPI + C(6)$$

البيانات المستخدمة مأخوذة من موقع البنك الدولي للفترة 2001-2017 بالنسبة للاستثمار الأجنبي المباشر وأسعار الصرف ومؤشر أسعار الاستهلاك، والناتج المحلي الإجمالي والمديونية الخارجية، أما بيانات العوائد الخاصة بمؤشر شنغهاي المركب من موقع الأسواق (1stock1) وتؤخذ البيانات المتعلقة بجميع المتغيرات على أساس سنوي وتكون وحده العملة دولار ويتألف التحليل من خمسة متغيرات مستقلة ومتغير واحد تابع للفترة 2001-2017.

المتغيرات المستخدمة موضحة من خلال الجدول التالي:

الجدول رقم (02): الرموز المستخدمة في الدراسة القياسية.

الترميز	الوحدة	نوع المتغير	المتغير
R	نسبة مئوية (%)	متغير تابع	عوائد مؤشر بورصة شنغهاي للأوراق المالية Shanghai composite index returns
GDP	نسبة مئوية (%)	متغير مستقل	معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي Growth of Gross Domestic Product
CPI	نسبة مئوية (%)	متغير مستقل	مؤشر أسعار الاستهلاك Consumer Price Index
EXR	1RMN=? USD	متغير	أسعار صرف الرنمينبي بالدولار الأمريكي Exchange rate USD/CNY

		مستقل	
FDI	FDI/GDP (%)	متغير مستقل	صافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة نسبة من الناتج المحلي الإجمالي Foreign Direct Investment/GDP(%)
EXD	EXD/GDP (%)	متغير مستقل	نسبة الدين الخارجي من الناتج المحلي الإجمالي External Debt/GDP(%)

المصدر: من إعداد الباحثين.

2. تقدير النموذج الخطي:

بعد إدخال جميع المتغيرات المستخدمة في تقدير النموذج الخطي في البرنامج الإحصائي وبعد حذف المتغيرات التي ليس لها معنوية إحصائية أو إشاراتها لا تتفق مع النظرية الاقتصادي تم الحصول على أفضل تقدير كما هو موضح في الجدول التالي :

الجدول رقم (03): نتائج تقدير أفضل نموذج خطي للعائد R.

Dependent Variable: R
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 22:18
Sample: 2001 2017
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	44.31304	7.256556	6.106622	0.0001
EXD	8.300819	3.755899	2.210075	0.0492
FDI	-50.29808	16.20461	-3.103937	0.0100
EXR	-29.33872	11.32490	-2.590638	0.0251
CPI	-15.76109	4.343746	-3.628454	0.0040
C	-93.74821	95.54439	-0.981201	0.3476

R-squared	0.812571	Mean dependent var	12.26000
Adjusted R-squared	0.727375	S.D. dependent var	49.60315
S.E. of regression	25.89952	Akaike info criterion	9.616891
Sum squared resid	7378.639	Schwarz criterion	9.910966
Log likelihood	-75.74357	Hannan-Quinn criter.	9.646122
F-statistic	9.537750	Durbin-Watson stat	2.523283
Prob(F-statistic)	0.001018		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (E-views-10) .

وفقا للجدول أعلاه كانت نتائج النموذج كما يلي:

Estimation Command: LS R GDP EXD FDI EXR CPI C
Estimation Equation: R = C(1)*GDP + C(2)*EXD + C(3)*FDI + C(4)*EXR + C(5)*CPI + C(6)
========================
Substituted Coefficients:
========================

R = 44.313*GDP + 8.300*EXD - 50.298*FDI - 29.338*EXR - 15.761*CPI - 93.748
t-Statistic: (6.106) (2.210) (-3.103) (-2.590) (-3.628)
R^2=0.812 $\overline{R^2}$= 0.727 D.W=2.52 F=9.537 n=17

R:معامل التحديد، $\overline{R^2}$: معامل التحديد المعدل، D.W: إحصائيةDurbin-Watso ، F : إحصائية فيشر.

3. الدراسة الاقتصادية والإحصائية والقياسية للنموذج المقدر:

لمعرفة مدى صلاحية النموذج المقدر والمتعلق بأهم محددات العوائد في السوق المالية الصينية يجب معرفة مدى صلاحيته من منطق النظرية الاقتصادية كما يجب القيام بمجموعة من الاختبارات المتعلقة .بصلاحيته من الناحية الإحصائية والقياسية.

1.3. اختبار النموذج من الناحية الاقتصادية: من خلال النموذج السابق نلاحظ ما يلي

- **معلمة معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي (GDP):** إشارتها في النموذج موجبة، وهذا يعني وجود علاقة طردية بين المتغير التابع المتمثل في نسبة عوائد السوق المالية الصينية (R) والمتغير المفسِّر(معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي)، بحيث إذا تغير معدل النمو بنسبة 1% فإن هذا يؤدي إلى تغير نسبة العوائد بحوالي 44.31%، حيث أن ارتفاع الناتج المحلي الإجمالي في الصين يعتبر محفزا للمستثمرين ويمثل عنصرا مهما في تحديد قرارات الاستثمار في البورصة لأن المستثمرين يبنون توقعات ايجابية انطلاقا من المعدلات الكبيرة التي يحققها الاقتصاد، وهذه النتيجة تتفق مع منطق النظرية الاقتصادية، إذا معلمة (b_1) لها معنوية اقتصادية.

- **معلمة إجمالي الديون الخارجية (EXD):** إشارتها موجبة، وهذا يعني وجود علاقة طردية بين نسبة الديون الخارجية إلى الناتج المحلي الإجمالي والمتغير التابع نسبة عوائد السوق المالية الصينية (R)، ويفسر ذلك بأن هذه الديون قابلة للسداد و لم تصل بعد إلى مؤشرات الإنذار، علاوة على أنها تستخدم بشكل كفء وتعزز من النمو الاقتصادي؛ كلها عوامل تولد تفاؤلا لدى مستثمري السوق المالية وبذلك تنعكس إيجابا على أداء السوق المالية أيضا، فإذا حدث تغير في نسبة الديون الخارجية بنسبة 1% فإن هذا يؤدي إلى تغير في نسبة عوائد السوق المالية الصينية بـــنسبة 8.3 %، إذا معلمة (b_2) لها معنوية اقتصادية.

- **معلمة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة (FDI):** نلاحظ أن إشارتها سالبة، أي أن العلاقة عكسية بين عوائد السوق المالية الصينية وتدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر، حيث أن الصين تعتبر رائدة في مجال الاستثمار الأجنبي المباشر والذي يعتبره المستثمرون بديلا أمنا عن الاستثمار في سوق الأوراق المالية في الصين، وهذا ما يفسر ارتباطه السلبي بأداء السوق المالية، وهذا يعني أنه إذا تغيرت نسبة تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الى الناتج المحلي الإجمالي بـــنسبة 1% فإن هذا سيؤدي إلى التغير العكسي في عوائد الاستثمار ببورصة شنغهاي الصينية بنسبة - 50.29 %، إذا معلمة (b_3) لها معنوية اقتصادية.

- **معلمة أسعار الصرف (EXR):** نلاحظ أن إشارتها سالبة، أي أن العلاقة عكسية بين عوائد السوق المالية الصينية كمتغير تابع سعر الصرف كمتغير مستقل، حيث أن انخفاض أسعار الصرف يرفع من صادرات الشركات المحلية وتدفقاتها النقدية في المستقبل ونتيجة لذلك سترتفع أسعار الأوراق المالية بالأسواق، أي أن التغير في أسعار الصرف بنسبة 1% يؤدي إلى التغير العكسي في عوائد الاستثمار ببورصة شنغهاي الصينية بنسبة 29.33- %، إذا معلمة (b_4) لها معنوية اقتصادية.

- معلمة مؤشر أسعار الاستهلاك (CPI): إشارتها سالبة، أي أن العلاقة عكسية بين عوائد السوق المالية و المتغير المفسر معدل التضخم حيث يؤثر ارتفاع معدلات التضخم سلبا على العوائد كونه يؤدي إلى تآكل عوائد المستثمرين الحاليين كما أنها تؤثر أيضا على قرارات المستثمرين حول إمكانية التحوط اتجاه معدلات التضخم حيث إذا تغير معدل التضخم بـــ 1 % يؤدي إلى التغير العكسي في عوائد الاستثمار ببورصة شنغهاي الصينية بحوالي- 15.76%، إذا معلمة (b_5) لها معنوية اقتصادية.

2.3. اختبار النموذج من الناحية الإحصائية:

- **اختبار المعنوية الإحصائية لمعالم النموذج:** تستخدم إحصائية ستودنت T لتقييم معنوية معالم النموذج، ومن ثم تقييم تأثير المتغيرات المفسرة على المتغير التابع باختبار الفرضيات الخاصة بالمعلمات المقدرة كالتالي:

فرضية العدم : $H_0 : b_0=b_1=\ldots=b_3=0$

الفرضية البديلة: $H_1 : b_0\neq b_1\neq\ldots\neq b_3\neq 0$

يمكن توضيح نتائج اختبار ستودنت (Student) للنموذج من خلال الجدول الموالي الذي نوضح من خلاله القيم المحسوبة T_{cal} للمعلمات المقدرة و القيم المجدولة T_{tab} وأدنى احتمال الخطأ (prob) وذلك عند مستوى معنوية 5%، القيمة المجدولة T_{tab} نستخرجها من جدول ستودنت عند مستوى معنوية 5% و بدرجة حرية df .

حيث أن : df =(n-k) ، n: عدد المشاهدات ، K: عدد المتغيرات المقدرة ، ومنه 12= (17-5)= df

أي أن $t^{a}_{n-k} = t^{0.05}_{12} = 1.782$

الجدول رقم (04): نتائج اختبار ستودنت للنموذج المقدر

مستوى معنوية prob	القيمة الجدولية T_{tab}	القيمة المحسوبة T_{cal}	المعلمات	المقدرات
0.0001	1.782	6.106622	b_1	GDP
0.0492	1.782	2.210075	b_2	EXD
0.0100	1.782	-3.103937	b_3	FDI
0.0251	1.782	-2.590638	b_4	EXR
0.0040	1.782	-3.628454	b_3	CPI
0.3476	1.782	-0.981201	b_0	الثابتC

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على نتائج الجدول رقم(3).

من خلال إحصائية ستودنت يلاحظ أن معلمات المتغيرات لها معنوية إحصائية، حيث أن القيمة الجدولية T_{tab} أقل من المحسوبة T_{cal} عند مستوى معنوية 5%، بحيث:

$$T_{tab}=T^{a}_{n-k}=T^{0.05}_{(17-5)}=T^{0.05}_{12}=1.782$$

إذن سنرفض فرضية العدم و نقبل بالفرضية البديلة.

- **اختبار المعنوية الكلية للنموذج:** نستخدم اختبار فيشر ومعامل التحديد R^2

– اختبار فيشر:

نلاحظ من إحصائية فيشر ان القيمة المحسوبة F_{cal} و التي تساوي $F_{cal}=9.537$ أكبر من القيمة الجدولية F_{tab} التي تساوي $F^{k}_{n-k-1} = F^{5}_{17-5-1} = F^{5}_{11} = 3.204$ ،وعليه سنرفض فرضية العدم، أي وجود علاقة معنوية بين المتغير التابع والمتغيرات المفسرة، إذن النموذج ككل له معنوية إحصائية.

– معامل التحديد R^2 :

إن القيمة المتحصل عليها لمعامل التحديد R^2=0.812 وهذا يعني أن الناتج المحلي الإجمالي (GDP) والديون الخارجية (EXD) والاستثمار الأجنبي المباشر (FDI) وسعر الصرف (EXR) ومؤشر أسعار الاستهلاك (CPI) تتحكم بأكثر من 81% من التغيرات التي تحدث في العائد (R)، أما النسبة الباقية 18.8 %فتفسرها المتغيرات الأخرى غير المدرجة في النموذج.

- **دراسة مدى استقرارية النموذج :**

إن النموذج الخطي المقدر لا يمكن اعتباره نموذج قياسي صالح للاستعمال ما لم نتأكد من مدى صلاحيته على طول فترة الدراسة (2001-2017)، ولهذا يجب إجراء اختبار آخر هو اختبارChow لمعرفة مدى استقرارية معلمات النموذج ، وهذا الاختبار يساعد على الكشف عن نقطة الانعطاف إن وجدت وهي نقطة زمنية حدثت فيها تغيرات اقتصادية كانت أو سياسية أو اجتماعية، وبسبب الأزمة العالمية سنة 2008 وتداعياتها على الاقتصاد الصيني يمكن أن نفترض وجود نقطة انعطاف للنموذج المتحصل عليه سنة 2008.

ويتم هذا الاختبار بمقارنة قيمة F المحسوبة التي نتحصل عليها من اختبار Chow مع قيمتها الجدولية بدرجة حرية n-2k وk للبسط والمقام على التوالي عند مستوى معنوية 5% وفق الصيغة التالية:

الجدول رقم (05): نتائج اختبارChow

Chow Breakpoint Test: 2008
Null Hypothesis: No breaks at specified breakpoints
Varying regressors: All equation variables
Equation Sample: 2001 2017

F-statistic	1.239075	Prob. F(6,5)	0.4161
Log likelihood ratio	15.48756	Prob. Chi-Square(6)	0.0168
Wald Statistic	7.434450	Prob. Chi-Square(6)	0.2825

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (E-views-10) .

من الجدول رقم (05) نلاحظ أن قيمة F المحسوبة و التي تساوي $F_{cal}=1.239$ عند نقطة الانعطاف المفترضة لسنة 2008 أقل من قيمتها الجدولية التي تساوي $F^k_{n-2k}=F^5_{17-2(5)}= F^5_7=3.972$

إذن نقبل فرضية العدم و نرفض الفرضية البديلة أي أن النموذج مستقر إلى غاية سنة 2008 و بالتالي سنة 2008 لا تعتبر نقطة انعطاف بالنسبة للنموذج.

3.3. اختبار النموذج من الناحية القياسية:

بعد التأكد من صلاحية النموذج من الناحية الاقتصادية والإحصائية نقوم باختبار النموذج من الناحية القياسية من خلال اختبار عدم تجانس التباين واختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر بالإضافة إلى اختبار ديربن واتسون.

- **اختبار عدم تجانس التباين:** من بين افتراضات نموذج الانحدار الخطي هو ثبات حد الخطأ، و يترتب على إسقاط هذا الافتراض، حدوث مشكلة عدم ثبات تباين حد الخطأ أي أن حدود الأخطاء ليس لها نفس التباين، سيتم اعتماد اختبار"وايت" white للكشف عن ما إذا كان هناك عدم التجانس بين الخطأ أم لا، وللقيام باختبار white نقوم بما يلي:

- تقدير ($obs* R^2$) :حيث أن obs تمثل حجم العينة و R^2 يمثل معامل التحديد.
- نقوم باختبار فرض العدم: $H_0 : b_1=b_2=b_3=…=0$

و ذلك بمقارنة قيمة ($obs* R^2$) مع (x^2كاي مربع) عند معنوية 5% ودرجة حرية = عدد المعلمات الانحدارية فإذا كانت ($obs* R^2$) أكبر من x^2 فإننا نرفض فرضية العدم أي انه توجد مشكلة عدم تجانس التباين و إذا كان العكس فنقبل H_1 أي لا توجد مشكلة تجانس التباين، ولذلك نستخدم اختبارWhite على النحو التالي :

الجدول رقم (06): نتائج اختبارWhite

Heteroskedasticity Test: White

F-statistic	2.401653	Prob. F(5,11)	0.1049
Obs*R-squared	8.872486	Prob. Chi-Square(5)	0.1143
Scaled explained SS	4.356906	Prob. Chi-Square(5)	0.4993

Test Equation:
Dependent Variable: RESID^2
Method: Least Squares
Date: 02/12/18 Time: 23:17
Sample: 2001 2017
Included observations: 17

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1420.892	1126.519	1.261313	0.2333
GDP^2	-2.384345	7.421922	-0.321257	0.7540
EXD^2	-1.982196	3.401649	-0.582716	0.5718
FDI^2	132.4157	58.81093	2.251549	0.0458
EXR^2	-30.66033	16.79739	-1.825303	0.0952
CPI^2	-41.23591	16.89162	-2.441206	0.0328

R-squared	0.521911	Mean dependent var	434.0376
Adjusted R-squared	0.304598	S.D. dependent var	685.2191
S.E. of regression	571.4096	Akaike info criterion	15.80465
Sum squared resid	3591598.	Schwarz criterion	16.09873
Log likelihood	-128.3396	Hannan-Quinn criter.	15.83389
F-statistic	2.401653	Durbin-Watson stat	3.079150
Prob(F-statistic)	0.104940		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (E-views-10) .

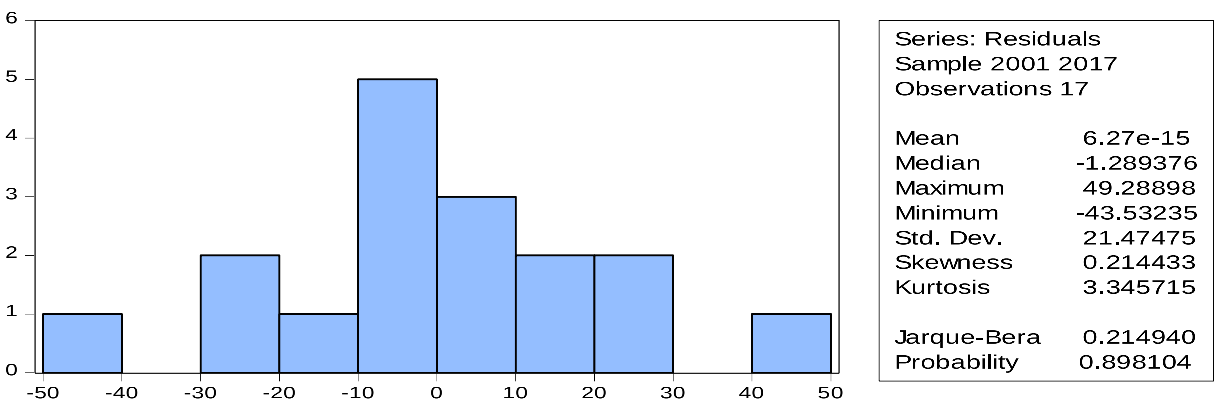
من خلال الجدول رقم (06) نقوم بحساب إحصائية white عند مستوى معنوية معين5 % ودرجة حرية تساوي k=5 و تعطى بالعلاقة التالية: $x^2_{k\ \ 0.05} = x^2_{5\ ,0.05}$ = 11.07

لدينا $Obs*R^2= 8.87$: وهي أقل من إحصائية كاي مربع $x^2_{5\ ,0.05}$ = 11.07

إذن نقبل بفرضية العدم، وهذا يعني ثبات تباين حد الخطأ.

- **اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر(Jarque-Bera):** بالاستعانة ببرنامج E-views-10 نحصل على نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي هذا النموذج المقدر كما هو موضح في الشكل التالي :


الشكل رقم (04): نتائج اختبار التوزيع الطبيعي لبواقي النموذج المقدر.



المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (E-views-10) .

من أجل اختبار فرضية العدم نقوم بمقارنة إحصائية "جاك–بيرا" بقيمة إحصائية كاي مربع، حيث لدينا قيمة كاي مربع تساوي$x_k^2\ _{0.05} = x_5^2\ _{0.05} = 11.07$ وهي أكبر من إحصائية جارك بيرا Jarque-bera=0.214 كما هو موضح في الشكل، لذلك فإننا نقبل فرضية العدم والتي مفادها التوزيع الطبيعي للبواقي عند مستوى معنوية 5%.

- **اختبار الارتباط الذاتي للأخطاء:** يفترض اختبار" ديربن واتسون"(Test de Durbin-Waston) وجود فرضيتين أساسيتين هما:

فرضية العدم : وتنص على انعدام الارتباط الذاتي: $H_0: p = 0$

الفرضية البديلة : وتنص على وجود الارتباط الذاتي: $H_1: p \neq 0$

ويختبر وجود ارتباط ذاتي من الدرجة الأولى باستخدام جدول إحصائية ديربن-واتسون عند مستوى معنوية 5% لعدد n مشاهدات و k متغيرات مفسرة (باستثناء الثابت)، فإذا كانت القيمة D.W المحسوبة أصغر من القيمة الجدولية dL (الحد الأدنى) نقبل فرض وجود ارتباط ذاتي موجب من الدرجة الأولى، ويرفض الفرض في حالة (D.W<dU لحد الأعلى)، ويكون الاختبار غير محدد في حالة إذا كانت قيمة ديربن واتسون بين d_L وd_U .

ومن خلال هذا الاختبار نقارن بين $D.W_{cal}$ المحسوبة التي تساوي $D.W_{cal}=2.52$ و بين إحصائية $D.W_{tab}$ الجدولية عند n=17 (عدد المشاهدات) و k=5 (عدد المتغيرات المقدرة باستثناء الثابت) ومنه نجد: dL=0.67 و dU=2.10 حيث نلاحظ أن D.Wcal > dU، أي أنها تقع ضمن منطقة عدم وجود ارتباط ذاتي وبالتالي النموذج لا يعاني من مشكلة الارتباط الذاتي بين الأخطاء، وهذا ما يؤكده أيضا اختبار LM كما هو موضح في الجدول الموالي:

الجدول رقم (07): نتائج اختبار وجود ارتباط ذاتي بين الأخطاء (اختبار LM)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.762643	Prob. F(2,9)	0.4944
Obs*R-squared	2.463579	Prob. Chi-Square(2)	0.2918

Test Equation:
Dependent Variable: RESID
Method: Least Squares
Date: 02/16/18 Time: 02:16
Sample: 2001 2017
Included observations: 17
Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
GDP	0.956860	7.956032	0.120269	0.9069
FDI	-2.583842	16.90110	-0.152880	0.8819
EXR	-1.305415	11.75472	-0.111055	0.9140
EXD	-1.858936	4.277616	-0.434573	0.6741
CPI	-0.960937	4.644927	-0.206879	0.8407
C	34.77610	103.0417	0.337495	0.7435
RESID(-1)	-0.450712	0.370080	-1.217876	0.2542
RESID(-2)	-0.229424	0.374080	-0.613303	0.5549

R-squared	0.144916	Mean dependent var	-6.14E-14
Adjusted R-squared	-0.520149	S.D. dependent var	21.47475
S.E. of regression	26.47715	Akaike info criterion	9.695629
Sum squared resid	6309.353	Schwarz criterion	10.08773
Log likelihood	-74.41284	Hannan-Quinn criter.	9.734604
F-statistic	0.217898	Durbin-Watson stat	1.698098
Prob(F-statistic)	0.971497		

المصدر: من إعداد الباحثين بالاعتماد على البرنامج الإحصائي (E-views-10) .

بما أن Prob F(2,9)=0.4944 > 0.05 إذن نقبل فرضية العدم، أي أنه لا يوجد ارتباط ذاتي للأخطاء.

تحليل ومناقشة النتائج:

- توصلت الدراسة النظرية إلى أن المتغيرات الاقتصادية تعكس مدى قوة أو ضعف الاقتصاد الصيني ويؤثر ذلك على تدفق الاستثمارات بالسوق المالية تبعا لأداء هذا الاقتصاد ومن خلال الدراسات السابقة تم تبيان التباين في مدى تأثير هذه المتغيرات من فترة لأخرى ومن اقتصاد لأخر وهذا ما يؤكد صحة الفرضية الأولى.
- توصلت الدراسة القياسية إلى تحديد مختلف المؤشرات الاقتصادية التي تفسر تطور أداء مؤشر سوق شنغهاي للأوراق المالية من حيث العوائد، والمتمثلة في معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي وتطور كل من الديون الخارجية وصافي تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الداخلة نسبة إلى الناتج المحلي الإجمالي وكذا أسعار صرف الرنمينبي أمام الدولار ونسب التغير في مؤشر أسعار الاستهلاك، توصلت الدراسة إلى وجود علاقة قوية بين هذه المتغيرات وعوائد سوق الأوراق المالية الصينية وهذا ما يؤكد صحة الفرضية الثانية، حيث قدرت علاقة الارتباط بحوالي81.2%، أي أن هذه المتغيرات المستقلة تفسر المتغير التابع العوائد بنسبة 81.2% والنسبة المتبقية تشمل المتغيرات الأخرى التي لم تدرج ضمن النموذج المدروس كمعدلات الفائدة.

- أشارت الدراسة إلى وجود علاقة موجبة بين معدل نمو الناتج المحلي الإجمالي وتطور عوائد السوق المالية بنسبة 44.31% ما يؤكد صحة الرؤى الاقتصادية التي تدعم التكامل بين المتغيرين بسبب الدفعة التفاؤلية التي تشجع المستثمرين، والأمر الملاحظ أن معدلات النمو المحققة خلال 2001-2017 تؤثر بشكل ايجابي على العوائد ولكن أداء السوق المالية لا يزال لا يحقق نفس معدلات النمو المحققة في الناتج المحلي الإجمالي ويعود السبب إلى تشكيك العديد من المستثمرين في مدى مواصلة الاقتصاد الصيني تحقيق معدلات نمو مرتفعة في ظل الظروف الحالية.
- أكدت الدراسة وجود علاقة ايجابية بين الديون الخارجية وتطور العوائد بسوق شنغهاي الصينية، فقد قدرت العلاقة بحوالي 8.3 % وهذا يتوافق مع بعض الدراسات السابقة ويعود ذلك إلى الاستغلال الكفء للديون الخارجية كما أنها تعتبر متواضعة نوعا ما إذا قورنت بمؤشرات الإنذار، حيث تعتبر كل من الصادرات وأرصدة الاحتياطات مرتفعة، إضافة إلى أن جلها مقوم بالعملة المحلية أي أنها لا تشكل خطرا من شأنه التأثير على قرارات المستثمرين.
- أظهرت الدراسة وجود علاقة سلبية بين تدفقات الاستثمار الأجنبي المباشر الواردة وتطور العوائد بسوق شنغهاي للأوراق المالية -50.29% ويمكن التفسير بالتوجه الاقتصادي الذي يعتبر الاستثمار الأجنبي المباشر كبديل عن الاستثمار المحفظي خاصة في البلدان النامية والتي ترتفع فيها مخاطر الاستثمار غير المباشر، كما أن الصين حققت على المستوى العالمي مكانة معتبرة في مجال الاستثمار الأجنبي المباشر نظرا لانخفاض تكاليف الإنتاج فيها وخاصة اليد العاملة وكذلك القدرة التنافسية التي تتميز بها في مجال الإنتاج والتصنيع الأمر الذي يفسر توجه المستثمرين للاستثمار المباشر بدل الاستثمار غير المباشر الأمر الذي يؤثر سلبا على عوائده.
- توصلت الدراسة إلى وجود علاقة سلبية واضحة بين كل من معدلات التضخم وأسعار الصرف وعوائد سوق شنغهاي للأوراق المالية -15.76% و -29.33% على التوالي، وبالاعتماد على النظريات الاقتصادية المفسرة للعلاقة بين المتغيرين والعوائد نجد انه من المنطقي أن تكون سلبية لكنها تتفاوت من اقتصاد لأخر، وذلك لأن انخفاض أسعار الصرف يدفع بالمستثمرين الذين يحتفظون بأردة نقدية محلية إلى شراء الأصول بالسوق المالية (كالأسهم والسندات) مما يرفع من أسعارها كما أن انخفاض قيمة العملة يرفع من صادراتها مما يحفز الطلب على أصولها المالية فترتفع بذلك أسعارها، ويؤثر ارتفاع معدلات التضخم سلبا على العوائد كونها تؤدي إلى تآكل عوائد المستثمرين على المدى القصير كما يؤدي إلى انخفاض النشاط الاقتصادي مما يؤثر سلبا على أرباح الشركات وأسعار أسهمها على المدى الطويل.

خاتمـــة:

يعمل صناع القرار في الصين جاهدين للحفاظ على معدلات النمو الكبيرة التي حققها الاقتصاد خلال الفترة السابقة، ولكن العديد من الاقتصاديين والهيئات بما في ذلك صندوق النقد الدولي يرون أن ذلك يتم على حساب العديد من المؤشرات الأخرى، مما يعزز المخاوف من أن تؤثر هذه الإجراءات على قدرة الصين على مواصلة النمو وجذب تدفقات أكثر للاستثمارات بالسوق المالية الصينية.

وتؤكد الدراسة اختلاف تأثير متغيرات الاقتصاد الكلي على أداء عوائد السوق المالية وهي تتوافق بهذا مع نتائج الدراسات السابقة التي أثبتت أن هذا التأثير يختلف باختلاف الحقبة الزمنية والأسواق محل الدراسة، ومن خلال هذا البحث تم تحديد المتغيرات التي تؤثر على أداء عوائد السوق المالية الصينية استنادا إلى نموذج الانحدار المتعدد وتشمل هذه المتغيرات كل من نمو الناتج المحلي الإجمالي وأسعار الصرف والتضخم والاستثمار الأجنبي المباشر وكذا الديون الخارجية وأثرها على العوائد بسوق شنغهاي للأوراق المالية، وتوصلت الدراسة إلى أن لكل من النمو الاقتصادي والديون الخارجية اثر ايجابي على العوائد في حين انه لسعر الصرف والاستثمار الأجنبي المباشر ومعدل التضخم أثر سلبي، وتوضح الدراسة أن النمو الاقتصادي والديون الخارجية وكذلك أسعار الصرف هي أهم محددات العوائد بالنسبة لبورصة شنغهاي الصينية، كما تبين النتائج بأنه ينبغي على الصين أن تحافظ على نموها الاقتصادي إضافة إلى مراجعة سياساتها المالية ولا سيما تلك المتعلقة بالانفتاح المالي وتوازن الاقتصاد الكلي وسياسات أسعار الصرف المتبعة لجذب المزيد من رأس المال الأجنبي والمحلي لأسواقها المالية.

الهوامش والمراجع مرتبة حسب ظهورها في الدراسة:

1 - Adam Abdullah And Zunaidah Sulong And Ali Umar Ahmad And Ahmad Tijjani Abdullahi, Causal Relationship Between Stock Market Returns And Macroeconomic Variables In Nigeria, Iosr Journal Of Humanities And Social Science (Iosr-Jhss), Volume 20, Issue 5, May 2015, P 74, Available On : Www.Iosrjournals.Org

2 - Pritpal Singh Bhullar, Impact Of Macroeconomic Variables On Stock Market Volatility In Emerging Economies: A Case Of India & China, International Journal Of Advanced In Management, Technology And Engineering Sciences Volume 7, Issue 12, 2017 Issn No : 2249-7455, Volume 7, Issue 12, 2017, P 138.

3 - Fenghua Wang And Yexiao Xu, What Determines Chinese Stock Returns?, Financial Analysts Journal 60 (6), (2004), P 03.

4 - Sse Shangahai Stock Exchange (Http://English.Sse.Com.Cn)

5 - Priscilla Liang And Thomas D. Willett, Chinese Stocks During 2000-2013: Bubbles And Busts Or Fundamentals?, Economic-Policy-Studies, Claremont Graduate University, 11/ 2016, P 5-6.

6 - Ahmet Ozcan, The Relationship Between Macroeconomic Variables And Ise Industry Index, International Journal Of Economics And Financial Issues Vol. 2, No. 2, 2012, P 185, Available On : Www.Econjournals.Com

7- China Economic Update, June 2015, Macroeconomics And Fiscal Management Global Practice, P 03, Available On : Www.Worldbank.Org

8 - China 2017 Economic Report, Embassy Of Switzerland In The People’s Republic Of China, June 2017, P 03.

9- David Pierson And Makeda Easter - Moody's Cuts China Credit Rating Over Rising Debt, La Times, May 24, 2017, Available On : Www.Latimes.Com

10 - 2017 Growth Strategy – (China), Dokumente G20 Germany 2017 Hamburg, 30 June 2017, P 02, Available On: Www.Bundesfinanzministerium.De

[11] - China’s Economic And Financial Outlook, Bank Of China, Institute Of International Finance 2017, P 01.
12 - Two More Cities Join China's Trillion Yuan Gdp Club In 2017, Chinadaily, 05/02/2018, Available On: Www.Chinadaily.Com.Cn
13 - People’s Republic Of China: Economy, Asian Development Outlook (Ado) 2017, Available On : Www.Adb.Org
[14] - Jacopo Timini, China’s Economic Imbalances And The Role Of The Financial Sector, Analytical Articles , Economic Bulletin, Banco De España, 5 October 2017, P 09.
[15] - Enock Nyanaro Njenga, The Relationship Between Stock Market Performance And Economic Growth In The East Africa Community, Research Project Of Master Of Science In Finance, University Of Nairobi, November 2016, P 01.
[16] - Pooja Joshi, Relationship Between Macroeconomic Variables And Stock Market Development: Evidences From The Indian Economy, Thesis Of Doctor Of Philosophy, Birla Institute Of Technology And Science, Pilani 2015 , P 38.
[17] - Nadeem Sohail And Zakir Hussain, Long-Run And Short-Run Relationship Between Macroeconomic Variables And Stock Prices In Pakistan The Case Of Lahore Stock Exchange, Pakistan Economic And Social Review Volume 47, No. 2 (Winter 2009), P185.
[18] - Norges Bank Investment Management, Global Growth And Equity Returns, Discussion Note, 01/12/2016, P 02, Available On : Www.Nbim.No
[19] - Muhammad Aamir Ali And Nazish Aamir, Stock Market Development And Economic Growth: Evidence From India, Pakistan, China, Malaysia And Singapore, International Journal Of Economics, Finance And Management Sciences 2014, June 10, 2014, P 221.
20 -David, On The Relationship Between Chinese Economic Growth And Stock Market Returns**,** 01 May 2016.
[21] - Economic Growth And Equity Returns, Dimensional Fund Advisors, August 2016, P 03, Available On : Www.Mkwinc.Com
[22] - Lei Pan And Vinod Mishra, Stock Market Development And Economic Growth: Empirical Evidence From China, Monash Business School, Department Of Economics, Paper 16/16, 2016, P 02.
[23] - Martin Small, There's A Disconnect Between China's Growth And Its Stock Market, Jun. 27, 2017, Available On : Www.Businessinsider.Com
[24] - Is There A Link Between Gdp Growth And Equity Returns? | May 2010, Msci Barra Research; P 7, Available On : Www.Msci.Com
[25] - Alicia García-Herrero, Taking Stock Of China’s External Debt: Low Indebtedness, But Rapid Growth Is A Concern, China Economic Watch , Bbvaresearch, 06.04.2014, P 01.
26 - Xinhua, China’s External Debt Stands At $1.68 Trillion In June, The State Council The People's Republic Of China, Oct 2, 2015, Available On : English.Gov.Cn
[27] - Xinhua, China's External Debt Expected To Grow, Risks Controllable, Article Chinadaily, 01/04/2017, Available On : Www.Chinadaily.Com
28 - China External Debt Rises To $1.56 Trn At June-End On Short-Term Borrowing, Article Business Standard, Beijing , September 29, 2017, Available On : Www.Business-Standard.Com
[29] - Catherine Pattillo, Hélène Poirson And Luca Ricci, External Debt And Growth , Imf Working Paper 02/69 (Washington, 2002)., June 2002, Volume 39, Number 2, P 02-03.
[30] - Abu Siddique And E A Selvanathan And Saroja Selvanathan, The Impact Of External Debt On Economic Growth: Empirical Evidence From Highly Indebted Poor Countries, Discussion Paper 15.10, The Univesity Of Western Australia, 27 March 2015, P 20.
31 - Jacqueline Rong, Does China’s External Debt Pose A Major Risk? , Article Barron's, October 14, 2015, Available On : Www.Barrons.Com
32 - Larry Elliott, Imf Warns China Over 'Dangerous' Growth In Debt, Washington, 15/08/2017, Available On: Www.Theguardian.Com

[33] - Why China Has So Little Foreign Debt, Stansberry Churchouse Research , May 29, 2017, Available On : Www. Valuewalk.Com
[34] - Huseyin Cetin And Salih Kalaycı , The Impact Of China's Economic Growth And External Debt On China's Foreign Direct Investment (1982-2010), Ipedr, V52, 2012, P 51, Available On : Www.Ipedr.Com
[35] - Xinhua, China's External Debt Expected To Grow, Risks Controllable, Article Chinadaily, 01/04/2017, Available On : Www.Chinadaily.Com.Cn
[36] - Fayyaz Ahmad, Determinants Of Foreign Portfolio Inflows: Analysis And Implications For China, Asian Journal Of Finance & Accounting, 2015, Vol 7, No 2, P 75-76.
[37] - Robert D Gay Jr, Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Market Returns For Four Emerging Economies: Brazil, Russia, India, And China, International Business & Economics Research Journal, May/June 2016 Volume 15, Number 3, P 119.
[38] - Wayne M. Morrison, China's Economic Rise: History, Trends, Challenges, And Implications For The United States. September 15, 2017, Congressional Research Service, P 15, Available On : Www.Crs.Gov
[39] - The 2017 A T Kearney F+Oreign Direct Investment Confidence Inde, Glass Half Full, P 05, Available On : Www.Atkearney.Com
40 - Foreign Investment -China- , Santander Trade Portal, December 2017, Available On : En.Portal.Santandertrade.Com
[41] - United Nations Conference On Trade And Development, World Investment Report Investment And The Digital Economy 2017.
42 - : Zhou Xin, China Focus: China 2017 Fdi Rises To Record High, Odi Falls, 16/01/2018, Available On : Www.Xinhuanet.Com
[43] - Vladimir Arčabić And Tomislav Globan And Irena Raguž, The Relationship Between The Stock Market And Foreign Direct Investment In Croatia: Evidence From Var And Cointegration Analysis, Financial Theory And Practice, University Of Zagreb, , Croatia, (2013), P 110.
[44] - Anokye M. Adam And George Tweneboah , Foreign Direct Investment (Fdi) And Stock Market Development: Ghana Evidence , Mpra Paper No 11261, Universität München, October 2008, P 03-04.
[45]- Irfan Ali, Impact Of Foreign Direct Investment On Volatility Of Stock Market (An Evidence From Pakistani Market), Iosr Journal Of Business And Management
Volume 16, Issue 1. Feb. 2014, P 80, Available On : Www.Iosrjournals.Org
46 - Sandeep Kapoor And Rcoky Sachan, Impact Of Fdi & Fii On Indian Stock Markets, International Journal Of Research In Finance And Marketing, Volume 5, April 2015, P 9.
47 - How Does China Control Exchange Rates?, Market Insights, 4 March 2016, Available On : Www.Fxcm.Com
[48] - Prableen Bajpai, Yuan Vs Rmb: Understanding The Difference, 23 March 2016 , Available On : Www.Investopedia.Com
[49] - Research Report On China-Us Economic And Trade Relations, Ministry Of Commerce Of The People's Republic Of China May 25th , 2017, P 72-73.
[50] - Bala Sani Ar And Hassan A, Exchange Rate And Stock Market Interactions: Evidence From Nigeria, Arabian J Bus Manag Review, Volume 8, 2018, Page 2.
[51] - Walid Chkili And Duc Khuong Nguyen , Exchange Rate Movements And Stock Market Returns In A Regime-Switching Environment: Evidence For Brics Countries, Working Paper 2014-388, Ipag Business School, France, P 02.
52 - Jung Wan Lee And Tianyuan Frederic Zhao, Dynamic Relationship Between Stock Prices And Exchange Rates: Evidence From Chinese Stock Markets, The Journal Of Asian Finance, Economics And Business Vol.1 No.1 2014, P 5.

[53]- بسبع عبد القادر، قياس أثر تغيرات أسعار الصرف على تقلبات عوائد أسواق الأسهم باستخدام نموذجGarch، مجلة دراسات وأبحاث، المجلة العربية في العلوم الإنسانية والاجتماعية، العدد 26 مارس 2017، ص 04.

[54] - Wen Mingjie And Tang Tang , The Relationship Between Weekly Exchange Rate Movements And Stock Returns: Empirical Evidence In Five Asian Markets, Umeå School Of Business Spring Semester 2010, P 42, Available On : Www.Diva-Portal.Org

[55] - Muhammad Aftab And Rubi Ahmad And Izlin Ismail,, Dynamics Between Currency And Equity Markets In China, Chinese Management Studies, Vol 9 Issue 3, University Of Malaya, 2015, P 336.

[56] - Chien-Jen Wang, Po-Chin Wu And Huei-Hsieh Lin (2013). The Relationship Between Stock Returns And Foreign Exchange Rates In China Using Smooth Regime-Switching Approach. Investment Management And Financial Innovations, Volume 10, Issue 3, 2013, P 47.

[57] - Dennis Kawawa And Jamela Hoveni, Inflation Hedging With South African Stocks: A Jse Sectoral Analysis, 2017, P 01.

[58] - M. S. M. Khair-Afham And Siong-Hook Law And W. N. W. Azman-Saini, Is Gold Investment A Safe Haven Or A Hedge For The Malaysian Inflation?, International Journal Of Business And Society, Vol. 18 No. 1, 2017, P 52.

[59] - Ken Little, Learn How Inflation Affects Stock Investments, August 31, 2017, Available On : Www.Thebalance.Com

[60] - Werner Krämer, Equity Investments As A Hedge Against Inflation, Part 2, Investment Research, Lazard Asset Management, 14 September 2017, P 02.

[61] - Kristina Zucchi, Inflation's Impact On Stock Returns, August 17, 2017, Available On : Www.Investopedia.Com

[62] - Donovan Stefan, The Inflation Hedging Properties Of Sout Town H African Asset Classes, , Master Dissertation In Investment Management, University Of Cape Town, South Africa, 13 March 2017, P 04.

[63] - Geert Bekaert And Eric Engstrom, Inflation And The Stock Market: Understanding The “Fed Model”, September 2008 , P17.

[64] - Caroline Geetha And Rosle Mohidin And Vivin Vincent Chandran And Victoria Chong,
The Relationship Between Inflation And Stock Market: Evidence From Malaysia, United States And China. Nternational Journal Of Economics And Management Sciences Vol. 1, No. 2, 2011, Pp. 01-16 P 03.

[65] -Zhongqiang Bai, Study On The Impact Of Inflation On The Stock Market In China, International Journal Of Business And Social Science Vol. 5, No. 7(1); June 2014, P 263

[66] - Krishna Reddy Chittedi, Macroeconomic Variables Impact On Stock Prices In A Bric Stock Markets: An Empirical Analysis, Research Article Stock & Forex Trading, 2015, P 01.
Vanita Tripathi And Arnav Kumar, Relationship Between Inflation And Stock Returns – Evidence From Brics Markets Using Panel Co Integration Test, December 17, 2014, P 650.

[67] - L.M.C.S. Menike, The Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Prices In Emerging Sri Lankan Stock Market, Department Of Accountancy & Finance Sabaragamuwa University, Belihuloya, P 52.

[68] - Mike Mugambi And Timothy C. Okech, Effect Of Macroeconomic Variables On Stock Returns Of Listed Commercial Banks In Kenya, International Journal Of Economics, Commerce And Management United Kingdom, 2016, P 397.